

La détermination des salaires et le chômage naturel dans la perspective de prospection du marché du travail

Wages and natural rate of unemployment in a job search perspective

Gérald Marion

Volume 61, numéro 3, septembre 1985

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/601337ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/601337ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Résumé de l'article

Dans cette étude, nous centrons l'analyse sur les variables orientées sur la prospection du marché du travail. Les taux de variations des salaires et le taux de chômage naturel sont sujet à la rigidité des ajustements salariaux tels que représentés par les modalités d'ajustement aux taux passés et dépendent de la dispersion des taux de salaires ainsi que des changements dans le régime d'assurance-chômage, de même que l'état de la conjoncture représenté par le taux de chômage observé. Les résultats sont à l'effet que les disparités de salaires ont un effet positif sur les taux de variations salariaux et le taux de chômage naturel, ce qui va dans le sens prédit par les théories de prospection du marché du travail. Quant à l'assurance-chômage, ses effets sont négatifs. Si ces dernières conclusions vont à l'encontre des prévisions fondées sur l'offre de travail, elles surprennent moins lorsqu'elles sont vues dans l'optique de l'offre et de la demande de travail. Le taux de chômage naturel que nous obtenons évolue en forme de paliers; jusque vers 1970, il se situe à près de 6½ %, puis il atteint 9 % jusque vers 1975, pour enfin atteindre en moyenne 12 % à la fin de la période étudiée.

Citer cet article

Marion, G. (1985). La détermination des salaires et le chômage naturel dans la perspective de prospection du marché du travail. *L'Actualité économique*, 61(3), 330-349. <https://doi.org/10.7202/601337ar>

LA DÉTERMINATION DES SALAIRES ET LE CHÔMAGE NATUREL DANS LA PERSPECTIVE DE PROSPECTION DU MARCHÉ DU TRAVAIL*

Gérald MARION

Université de Montréal

Dans cette étude, nous centrons l'analyse sur les variables orientées sur la prospection du marché du travail. Les taux de variations des salaires et le taux de chômage naturel sont sujet à la rigidité des ajustements salariaux tels que représentés par les modalités d'ajustement aux taux passés et dépendent de la dispersion des taux de salaires ainsi que des changements dans le régime d'assurance-chômage, de même que l'état de la conjoncture représenté par le taux de chômage observé. Les résultats sont à l'effet que les disparités de salaires ont un effet positif sur les taux de variations salariaux et le taux de chômage naturel, ce qui va dans le sens prédit par les théories de prospection du marché du travail. Quant à l'assurance-chômage, ses effets sont négatifs. Si ces dernières conclusions vont à l'encontre des prévisions fondées sur l'offre de travail, elles surprennent moins lorsqu'elles sont vues dans l'optique de l'offre et de la demande de travail. Le taux de chômage naturel que nous obtenons évolue en forme de paliers; jusque vers 1970, il se situe à près de 6½%, puis il atteint 9% jusque vers 1975, pour enfin atteindre en moyenne 12% à la fin de la période étudiée.

Wages and natural rate of unemployment in a job search perspective. — In the present model, we emphasize variables related to the job search theories. The model rest on temporary inflexibility of wage, wages dispersion and modifications in the unemployment insurance regime. It also includes a market variable. Changes in wages disparities have a positive effect on wage variations as predicted by job search theories. But increased benefits in unemployment insurance have negative effects on wages and the natural rate of unemployment. Improvement in benefits increased the attractiveness of leasure and whence one could have expected positive effects on wages and unemployment. However, these effects may be

* Cette étude a été réalisée grâce à une subvention de CAFIR, Université de Montréal. Nous remercions Monsieur François Dupuis pour son aide précieuse en qualité d'assistant de recherche et de programmeur.

reversed by those on the demand side, and by the fact that for unqualified workers, present employment, in permitting the accumulation of rights for future benefits, may be more attractive.

Introduction

Durant la dernière décennie, la notion de prospection du marché est devenu un élément important dans les modèles d'analyse du marché du travail. La prospection du marché existe en vue de recueillir l'information requise afin que les prétentions salariales des salariés soient compatibles avec la demande de travail des employeurs.

Bien qu'il existe des exceptions, comme l'étude de Matthew Black (1981), les diverses théories de la prospection du marché étudient les activités de furetage des personnes sans emploi. C'est ainsi que depuis la première étude de Mortensen (1970), les prétentions salariales des prospecteurs du marché ont généralement été reliées aux coûts d'opportunité des chômeurs et non des personnes en situation d'emploi.

Dans la perspective de la prospection du marché du travail, la distribution des salaires offerts par les employeurs, les coûts d'opportunités des activités de furetage et les taux de réservation des salaires des chômeurs sont les facteurs clés de la détermination de la durée de la prospection du marché du travail.

Tenant compte de leurs qualifications, les chômeurs qui se livrent à la recherche d'emploi rentabilisent leurs activités de furetage en égalisant à la marge le coût de leurs tentatives additionnelles et les revenus anticipés du succès de leurs démarches¹.

Leurs démarches sont, de plus, guidées par leurs expériences du marché qui les amène à fixer un salaire de réservation ou leurs prétentions salariales.

Enfin, puisque dans cette perspective, les allocations d'assurance-chômage affectent directement les coûts d'option, une approche naturelle pour vérifier les hypothèses de la théorie de la prospection du marché du travail est d'établir une relation fonctionnelle entre le taux de chômage et une variable représentant la valeur de remplacement des revenus par les prestations d'assurance-chômage. Mais comme dans la perspective de prospection du marché, les prestations d'assurance-chômage influencent les prétentions salariales des chômeurs qui, à leur tour, influent sur le chômage (*cf.* Fische, 1982), on peut aussi utiliser les salaires comme variable dépendante. C'est l'approche que nous privilégions. On verra d'ailleurs plus bas que d'après Mortensen (1977) et Welch (1977), ces relations se compliquent par le fait que chez les employeurs

1. Voir plus bas pour la formalisation de ces démarches par Stigler (1952).

eux-mêmes, les taux de salaires offerts sont influencés par les versements d'assurance-chômage.

Notons en conclusion de cette présentation que les études portant sur l'influence de l'assurance-chômage sur le taux de chômage ont généralement conduit à la conclusion que l'amélioration du régime d'assurance-chômage se traduit par une hausse du taux de chômage. (Cf. Krufel, Maki et Sax, 1975; Green, Cousineau, 1975; Kaliski, 1975.)

Le modèle

Essentiellement, nous évaluons une fonction d'ajustement des salaires dans la perspective de la prospection du marché du travail, puis nous en tirons le taux de chômage naturel correspondant.

Étant donné l'information limitée dont dispose le chômeur, sa première référence est son taux de salaire et le taux de croissance de ce taux durant le dernier emploi. Dans ce contexte, Holt (1969) a montré que les taux de salaire courants dépendent des taux de la période antérieure ainsi que du taux de chômage dont le coefficient reflète le taux de décroissance des prétentions salariales reliées à la durée du chômage. C'est le point de départ de notre modèle. L'expérience antérieure quant aux taux de salaire sert d'indicateur du taux de réservation du prospecteur du marché. Nous ajoutons plusieurs variables reliées à la prospection du marché du travail, notamment les prestations d'assurance-chômage et le changement dans les disparités de salaires.

Pour que le processus de furetage du marché soit efficace, il doit y avoir adéquation entre les prétentions salariales et la demande de travail, soit la distribution des salaires offerts par les employeurs.

L'équilibre entre les offreurs et les demandeurs dépend des activités de furetage des chômeurs ainsi que de l'étendue et des variations de la distribution des salaires auxquels font face les chômeurs. En d'autres mots, comme l'ampleur des disparités de salaires qui confrontent les chômeurs ne leur est pas connue a priori et, qu'en plus, elle n'est pas stable mais varie selon des facteurs conjoncturels ou structurels, ce sont les activités de furetage qui déterminent la valeur des paramètres qui relient les divers salaires du marché aux prétentions salariales des chômeurs².

2. Nous ne reprenons pas ici les diverses études sur la prospection du marché du travail savamment recensées par Lippman et McCall (1976). Rappelons cependant l'application que Metcalf (1973) fait de la théorie de Stigler (1962). Utilisant la formulation de Stigler :

$$W_m = 0,65 \, n^{0,37} \, \sigma_w + \bar{w}$$

Metcalf établit la rentabilité des activités de furetage au Royaume-Uni. Ses résultats vont dans le même sens que ceux de Holtman (1969) pour le Massachusetts. Dans la formule précédente W_m = salaire maximum après « n » tentatives; σ = écart-type des taux offerts; \bar{w} = salaire moyen.

Les données dont nous disposons dans la présente étude ne se rapportent pas au comportement des travailleurs et des entreprises, mais au marché. Aussi, nous nous en tenons à l'utilisation d'un indicateur de l'évolution des disparités de salaires pour mesurer l'influence de la variance des *wage offers* sur les taux d'équilibre des salaires. Notons que la dispersion des taux de salaires est en fait un indice d'activité économique apparenté, quoique distinct, au taux de chômage déjà inclus dans l'équation de salaires. L'indicateur de la dispersion des taux de salaire contient des informations spécifiques sur l'éventail des opportunités ouvertes aux chercheurs d'emploi. Ces informations peuvent exacerber ou atténuer les effets de la conjoncture.

Comme nous l'avons mentionné plus haut, dans la perspective de la prospection du marché, le chômeur, ou toute personne qui entre sur le marché, tient compte des coûts d'opportunité de ses activités de recherche d'emploi. Ces coûts sont essentiellement ses revenus non gagnés ou sacrifiés à ses activités de prospection ; mais ils peuvent être atténués ou éliminés par les prestations d'assurance-chômage. Ainsi, le régime d'assurance-chômage, son évolution, les possibilités d'acquérir des droits pour s'y qualifier, en changeant la nature des coûts d'opportunité du chômage peuvent, par leur effet sur les prétentions salariales des chômeurs, modifier les activités de recherche d'emploi. Les effets du régime d'assurance-chômage sur les taux de salaires sont complexes et parfois contradictoires (Mortensen, 1977). Nous en discuterons lors de la présentation des résultats. Pour le moment, notons que nous incluons dans notre modèle, les variations hebdomadaires des prestations d'assurance-chômage, comme variable indépendante exogène.

De plus, nous incluons le taux d'activité parmi les variables indépendantes. Déjà dans l'étude des améliorations du programme d'assurance-chômage, nous pouvions compter, parmi les effets indirects, l'incitation aux inactifs ou aux personnes découragées à venir sur le marché du travail. C'est en vue d'obtenir son effet propre que nous incluons le taux d'activité comme tel. Mentionnons aussi qu'il s'agit d'une variable endogène qu'il y a lieu d'estimer à l'aide d'une équation auxiliaire.

Enfin, une variable muette est incluse pour tenir compte des effets de la politique de contrôle des prix et des salaires de 1975 à 1978.

Ainsi la fonction des salaires s'écrit³ :

$$\Delta W = f(\Delta W_{t-1}, TC, DiS, CA, T\hat{A}, D)$$

3. Voir la signification des symboles au bas du tableau 1.

L'inclusion de la variable endogène retardée dans le modèle ci-contre soulève certaines questions. On peut montrer en utilisant un modèle général d'anticipation des prix et l'équation des anticipations salariales de Friedman que le coefficient de cette variable reflète bien le lien avec l'expérience passée en matière de salaire. Son complément de un (1), par contre, représente l'adaptation prévisionnelle à l'inflation. Cette interprétation ne contredit pas celle qui voit dans son coefficient les reflets de la rigidité des salaires, comme Sacks (1979) et Kahn (1984). Mais de façon générale cf. Tewnowsky (1972) et Marion (1984).

Méthode

Les résultats que nous recherchons sont obtenus par la fonction de salaires de notre modèle. Néanmoins, cette équation comporte le risque de biais dus à la simultanéité de détermination de deux variables (DiS) et (TA) ainsi qu'à la suridentification. Aussi, nous avons complété le modèle de deux autres équations qui reprennent les variables explicatives endogènes, disparités (DiS) et taux d'activité (TA), pour en faire des variables dépendantes dans ces deux dernières équations. Ainsi réestimées, elles servent d'instrument dans la première équation. En d'autres mots, nous utilisons la méthode des doubles moindres carrés.

Le tableau 1 donne les trois équations à estimer.

TABLEAU 1
ÉQUATIONS DU MODÈLE DE DÉTERMINATION DES SALAIRES

| | |
|--|-----|
| $\Delta W_t = a_0 + a_1 \Delta W_{t-1} + a_2 TC_t + a_3 \widehat{DiS}_t + a_4 CA_t + a_5 \widehat{TAF}_t + a_6 D + \epsilon_t$ | (1) |
| $DiS_t = b_0 + b_1 TC_t + b_2 \Delta p_t + b_3 T_1 + b_4 T^2 + \mu_t$ | (2) |
| $TA_t = c_0 + c_1 TC_t + c_2 EN_t + c_4 T_t^2 + \eta_t$ | (3) |

| | | |
|------------------|---|---|
| ΔW | = | taux de variations annuelles des salaires (industrie manufacturière) sur une base trimestrielle. |
| t | = | trimestre |
| TC | = | taux de chômage trimestriel |
| DiS | = | disparité: $\sum_i \left[\left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right)_t - \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right)_{1961} \right]$ |
| i | = | les huit grands secteurs: secteur à un chiffre |
| x et \bar{x} | = | taux de salaire dans i et moyenne des huit secteurs. |
| CA | = | changement dans les versements hebdomadaires d'assurance-chômage |
| TA | = | taux d'activité global |
| TAF | = | taux d'activité féminin |
| Δp | = | variation annuelle des prix sur une base trimestrielle |
| T | = | variable de tendance |
| \wedge | = | l'accent \wedge indiquera les valeurs estimées et substituées dans l'équation des salaires |
| EN | = | nouvelles inscriptions à l'assurance-chômage |
| période | = | 1961-I — 1982-IV |
| D | = | variable muette, 1975-1978 |
| $CAAI$ | = | changement dans les versements hebdomadaires d'assurance-chômage après impôt. |

Les variables explicatives que nous avons retenues dans la détermination des disparités sont le taux de chômage et les variations annuelles de prix sur une base trimestrielle, ainsi qu'une variable de tendance introduite sous forme quadratique. On s'attend à ce qu'une plus grande activité économique se traduise par une baisse des disparités, et, d'autre part, à ce que les hausses de prix se traduisent par un tassement des salaires.

Quant aux taux d'activité, ils sont déterminés par le taux de chômage et une variable « revenu » représentant les nouvelles inscriptions à l'assurance-chômage. Selon que l'effet de découragement ou de travailleurs d'appoint domine, le signe du coefficient de chômage est négatif ou positif. La variable revenu (EN) devrait permettre aussi de déceler la présence ou non de travailleurs d'appoint.

Les résultats: estimation des variables endogènes

Le tableau 2 donne le résultat de l'estimation de ces deux équations auxiliaires. Remarquons que nous avons retenu le taux d'activité global (\widehat{TA}) et le taux d'activité des femmes (\widehat{TAF}).

TABLEAU 2
ÉQUATIONS DE DÉTERMINATION DES DISPARITÉS ET DES TAUX
D'ACTIVITÉ TOTAL (\widehat{TA}) ET FÉMININ (\widehat{TAF})
(PÉRIODE 1961-I-1982-IV)

$$\begin{aligned} DiS_t = & -0,174 + 0,018\Delta p_t + 0,255 TC_t \\ & (-5,03) \quad (3,90) \quad (4,97) \\ & + 0,014 T_t - 0,00006 T_t^2 \\ & (9,66) \quad (-3,84) \\ \bar{R}^2 = & 0,95 \quad D.W. = 1,83 \quad \text{Statistique F} = 418,6 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} TA_t = & 60,225 - 0,514 TC_t - 0,000007 EN_t \\ & (93,55) \quad (-4,95) \quad (-7,77) \\ & + 0,063 T_t + 0,0017 T_t^2 \\ & (2,36) \quad (4,11) \\ \bar{R}^2 = & 0,86 \quad D.W. = 1,88 \quad \text{Statistique F} = 126,1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} TAF = & 33,924 - 0,494 TC_t - 0,000001 EN_t \\ & (84,35) \quad (-6,87) \quad (-2,16) \\ & + 0,198 T_t + 0,001 T_t^2 \\ & (12,51) \quad (6,25) \\ \bar{R}^2 = & 0,98 \quad D.W. = 1,87 \quad \text{Statistique F} = 1258,8 \end{aligned}$$

() : t de Student; 95% = 1,68.

Les résultats obtenus ne présentent pas de surprise. Dans l'équation des disparités, une augmentation du taux de chômage se traduit par une hausse des disparités alors que la variable prix a également un effet à la hausse, ce qui confirme l'hypothèse d'une plus forte sensibilité des industries à bas salaires aux variations de prix en période d'inflation.

Quant à l'équation du taux d'activité, le taux de chômage a une influence négative sur les taux d'activité global ou féminin. À ce niveau d'agrégation, l'effet de découragement est significatif : la hausse du taux de chômage se traduit par un retrait de participants à la main-d'œuvre.

Par ailleurs, pour un taux de chômage constant, une baisse des nouvelles inscriptions d'assurance-chômage se traduit par une hausse du taux d'activité ou de l'offre de travail. Cette hypothèse tend, pour ce qui est de l'effet de cette variable, à confirmer l'hypothèse du travailleur d'appoint, mais l'existence de collinéarité prononcée avec le taux de chômage rend son interprétation précaire.

Les résultats : équation des salaires dans l'approche de prospection du marché

Au tableau 3, nous donnons les résultats de l'équation de détermination des salaires dans la perspective de prospection du marché du travail. Les quatre premières colonnes représentent les estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires⁴, alors que les quatre dernières utilisent les doubles moindres carrés⁵. De plus, plusieurs modèles sont retenus. Les modèles 6 et 8 utilisent la méthode des DMC tant pour la variable « disparités » que pour celle de « taux d'activité ». Cette dernière variable est représentée par le \widehat{TA} global dans le modèle 6 et le \widehat{TA}_F des femmes dans le modèle 8. Les « t » de Student sont tous hautement significatifs dans ces deux modèles. Quant aux modèles évalués selon la méthode des moindres carrés ordinaires, les variables « taux d'activité » ne sont pas significatives, alors que la variable « assurance-chômage » se situe à un seuil de signification très marginale. Nous favorisons les modèles 6 et 8 estimés selon la méthode des doubles moindres carrés.

Selon notre équation, le taux de variation des salaires dépend du taux de variation une période antérieure. Le coefficient de cette variable reflète l'adaptation *ex post* au taux d'inflation. Ce coefficient, quoique rapproché de l'unité, pourrait toutefois s'en éloigner. En effet, selon la théorie du capital humain, le transfert des qualifications d'un emploi à l'autre ne se fait pas nécessairement intégralement ; il peut y

4. À la colonne 2, nous utilisons le polynôme d'Almon de second degré pour la variable retardée.

5. Représenté par les symboles MCO et DMC au tableau 3.

TABLEAU 3

ÉVALUATION DE L'ÉQUATION DE DÉTERMINATION DES SALAIRES

Variable dépendante : changement annuel en % du salaire par trimestre,

$$1961-1982: \Delta W_t = \frac{W_t - W_{t-4}}{W_{t-4}}$$

| Modèle | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|------------------|-------------------|---|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Méthode | MCO | PDL | MCO | MCO | DMC | DMC | DMC | DMC |
| Constant | 1,452 (3,60) | 0,537 (2,46) | 4,368 (1,30) | 3,205 (1,73) | 6,203 (1,51) | 11,600 (2,34) | 11,581 (2,35) | 8,354 (2,75) |
| ΔW_{t-1} | 0,908 (20,24) | (1) 0,497 (41,73) (2) 0,497 (41,73) 0,994 | 0,905 (20,03) | 0,901 (19,74) | 0,891 (18,88) | 0,853 (16,86) | 0,863 (17,16) | 0,843 (16,39) |
| CA_t | -0,941 (-1,24) | -0,577 (-1,48) | -1,043 (-1,36) | -1,008 (-1,32) | -1,117 (-1,45) | -1,643 (-2,08) | | -1,674 (-2,15) |
| DiS_t | 1,993 (3,01) | 0,632 (1,75) | 2,537 (2,79) | 3,186 (2,28) | 3,078 (2,69) | | 4,865 (3,32) | |
| DiS | | | | | | 4,872 (3,30) | | 7,498 (3,08) |
| TC_t | -0,234 (-3,04) | -1,109 (-2,65) | -0,250 (-3,15) | -0,241 (-3,12) | -0,276 (-3,25) | -0,386 (-3,82) | -0,387 (-3,86) | -0,372 (-3,98) |
| D_t | -0,609 (-2,12) | -0,346 (-2,35) | -0,605 (-2,10) | -0,606 (-2,11) | -0,642 (-2,23) | -0,704 (-2,49) | -0,699 (-2,48) | -0,727 (-2,57) |
| TA_t | | | -0,051 (-0,87) | | | | | |
| TAf_t | | | | -0,055 (-0,97) | | | | |
| \hat{TA} | | | | | -0,082 (-1,16) | -0,171 (-2,03) | -0,170 (-2,23) | |
| $CAAI$ | | | | | | | -0,025 (-2,23) | |
| \hat{TA}_F | | | | | | | | -0,201 (-2,26) |
| \bar{R}^2 | 0,94 | 0,98 | 0,94 | 0,94 | 0,94 | 0,94 | 0,94 | 0,94 |
| D.W. | 1,84 | 1,88 | 1,86 | 1,88 | 1,87 | 1,85 | 1,89 | 1,84 |
| Durbin-h | 0,78 | 0,55 | 0,71 | 0,61 | 0,67 | 0,77 | 0,66 | 0,83 |
| Statistique F | 249,9 | 912,6 | 207,7 | 208,2 | 209,4 | 219,1 | 208,1 | 221,9 |

MCO: moindres carrés ordinaires

DMC: doubles moindres carrés

() = t de Student; 95% = 1,68

avoir perte de productivité étant donné la formation spécifique de certains salariés, de sorte que même dans l'hypothèse keynésienne d'inélasticité des anticipations, le coefficient peut être différent de l'unité. Les résultats que nous avons obtenus vont dans ce sens.

La variable d'assurance-chômage avant impôt, CA , possède un coefficient significatif dans les modèles 6 et 8. De plus, dans tous les modèles, le signe de coefficient est négatif. Notons que les premières études sur le sujet, au Canada, celle de Grubel, Maki et Sax (1975) en particulier, concluaient à un effet positif sur le taux de chômage, impliquant que l'effet sur le taux de salaire était aussi positif⁶. Spécifions toutefois que ces études utilisent le rapport ac/w , au lieu de ac .

Nous avons en plus fait un estimé, modèle 7, utilisant les changements dans les prestations d'assurance-chômage, après impôt, pour tenir compte de la réforme de 1971. Le taux d'imposition moyen que nous avons retenu se situe à 15%. Les résultats vont dans le même sens que ceux présentés aux modèles 6 et 8, avec une légère augmentation du taux de «t» de Student.

Le signe de la variable assurance-chômage ne pouvait être prédit a priori. On ne peut en effet prévoir le signe de cette variable qu'en ne retenant comme variable dépendante la durée des paiements d'assurance-chômage et non le taux de chômage total⁷. Sous cette forme, en effet, n'entre dans l'échantillon que les personnes dûment qualifiées pour recevoir des prestations d'assurance-chômage⁸.

Dans cette perspective, les améliorations au régime d'assurance-chômage constituent une incitation à la prolongation de la durée de la recherche d'un emploi et au maintien des prétentions salariales.

Mais, même dans ce cas, la nature des effets n'est pas entièrement déterminée. Car les droits aux prestations d'assurance-chômage étant de durée limitée, le plus tôt un chômeur prend un emploi le plus tôt il recommence à accumuler des droits à l'assurance-chômage, ce qui le protège des carences de revenu en cas de mobilité forcée ou volontaire. D'où l'incitation à prendre un emploi, même pour les prestataires.

La catégorie chômage regroupe également les chômeurs qui ont épuisé leurs prestations ou qui, nouvellement arrivé sur le marché du travail, n'ont pas accumulé de droits. Pour ces personnes, une améliora-

6. Quoiqu'une correction pour le taux d'imposition conduisant à des résultats neutres (1975a). Voir aussi L.N. Christofides, R. Swidinski, D.A. Wilton (1980) et Green, C. et Cousineau, J.M. (1976).

7. C'est le cas de l'étude de Holen (1977).

8. Mais notons que Marston (1975) établit bien la distinction et la différence d'effets entre les chômeurs qualifiés pour l'assurance-chômage et ceux qui ne le sont pas.

tion du régime d'assurance-chômage par le relèvement des taux ou la prolongation de la période de prestation constitue une incitation à accumuler des droits et rend tout emploi plus monétairement utile⁹. En conséquence, ils sont incités à réduire leurs prétentions salariales afin d'accéder plus rapidement au statut de salarié.

De plus, la variable dépendante dans notre équation principale dépend également de la demande des employeurs. Or l'assurance-chômage peut libérer ceux-ci de la nécessité d'incorporer dans les salaires des primes spéciales dans le cas d'emploi périodique ou même dans toute situation où l'employeur aura à s'adapter par les quantités. Mais notons aussi que l'existence de l'assurance-chômage peut en cas de réduction de la production, inciter les employeurs à recourir aux mises-à-pied temporaires (cf. Felstein, 1978; Topel, 1984) plutôt qu'aux ajustements salariaux. L'assurance-chômage est considérée comme le régularisateur du revenu dans le cas d'emploi périodique ou de mises-à-pied temporaires^{10,11}. La théorie des contrats implicites va d'ailleurs dans cette direction.

Dans ces conditions, on ne peut établir a priori le signe de la variable assurance-chômage¹².

L'influence des disparités de salaires sur la variation des taux est positive. Plus la variance est élevée, plus les prétentions salariales des prospecteurs du marché le sont également. Cette relation vaut pour les chômeurs et les personnes qui améliorent leur situation en avançant dans le barème de salaire, grâce à la mobilité. Cette relation positive entre le taux de salaires et les disparités a pour conséquence d'exacerber le taux de chômage lors des récessions économiques. L'élargissement des disparités donne l'impression de possibilités salariales accrues et prolonge la durée de furetage. Signalons ici, qu'en isolant l'effet (positif) des disparités des salaires, nous avons pu identifier l'effet net de l'assurance-chômage. Et c'est peut-être parce que l'effet d'assurance-chômage est expurgé de l'influence des disparités qu'il est négatif. Enfin, mentionnons que les disparités entre les grands groupes ont eu tendance à s'élargir, ce qui exerce des pressions à la hausse sur le taux de chômage naturel de long terme.

Le taux de chômage observé dans tous les modèles a un signe négatif, comme dans les courbes de Phillips traditionnelles, et est hautement

9. Voir Mortensen (1977); Burdett (1978); Lazar (1978).

10. Cf. RE Hall (1980), pp. 100 ss.

11. Ce point a déjà été soulevé par S.F. Kaliski [1975]. Voir aussi Feldstein [1978].

12. Mais pour Welch [1977], quoique l'assurance-chômage peut augmenter la mobilité, il doute que de tels facteurs externes influencent le comportement des salariés et des entreprises. Seules des considérations de coûts doivent être considérés.

significatif. Notons aussi que de façon générale, le pouvoir explicatif du taux de chômage dans les modèles que nous avons retenus est plus important que la variable de marché dans les modèles de la courbe de Phillips avec anticipations statiques prévisionnelles¹³.

Quant aux taux d'activité, cette variable est dans les modèles 6 et 8, hautement significative et de signe négatif. Il s'agit de l'effet normal de l'augmentation des quantités offertes. De plus, cette hausse de l'offre peut provenir de salariés ayant une expérience industrielle limitée par rapport aux salariés en fonction, de sorte que le taux moyen s'en trouve réduit, ce qui va dans le même sens que l'effet des quantités.

Taux de chômage naturel

Dans un modèle avec information parfaite, le taux de chômage d'équilibre doit tendre vers zéro. C'est pour éviter une telle conclusion non compatible avec les données de l'observation que nous avons introduit des variables qui tiennent compte de la dynamique de l'évolution du marché du travail. Ainsi, les changements dans la composition de la demande finale se reflètent dans les disparités de salaire qui à leur tour affectent la nature et la durée de la recherche d'un emploi. Il en est de même de l'assurance-chômage et des changements dans la population et de son taux d'activité. Ces changements structurels non seulement empêchent le taux de chômage de tendre vers zéro, mais comme le suggèrent les études fondées sur l'approche de Phillips traditionnelle, conduisent à une hausse du taux de chômage non inflationniste.

La présente étude permet d'identifier les changements structurels qui influencent le taux de chômage naturel.

Il existe plusieurs façons de solutionner l'équation de détermination des salaires pour obtenir le taux de chômage comme variable dépendante. Généralement, on incorpore l'équation de marché dans une équation de croissance régulière, salaire/prix/productivité.

Mais l'équation de base dont nous disposons comporte le taux de salaire comme variable retardée. Cette variable représente le rendement en valeur nominale dans le dernier emploi. Elle représente en quelque sorte les prix et la productivité dans l'équation de croissance régulière. En situation de régime stationnaire, le coefficient de cette variable est égal à l'unité de sorte que la solution pour le taux de chômage naturel, TC^* , donne, pour le modèle 6, par exemple.

13. Voir Gérard Marion, *Anticipations et taux de chômage non-inflationniste*, polycopié. Mais les deux coefficients se rapprochent si dans la fonction de Phillips simple on ne retient que la période 1969-1982. Notons ici que si dans le modèle 7, on utilise, à la place du taux de chômage, la variable UGAP de Watchter (1970), le coefficient de l'assurance conserve le même signe, mais le t de Student est plus bas à $-1,52$.

$$TC_t^* = 30,053 - 4,32CA_t + 13,08DiS_t - 0,48TA_t$$

Les résultats pour ce modèle sont présentés au graphique 1.

Bien que les estimations soient faites pour chaque trimestre de la période étudiée, le taux de chômage naturel apparaît plutôt évoluer en paliers. Nous avons tracé ces paliers « à main levée » à partir des données trimestrielles.

Par comparaison, notons que les estimations du taux de chômage naturel, qui ont été effectuées selon la courbe de Phillips traditionnelle où d'après une fonction d'anticipations arrivent, à des taux de chômage naturel qui se situent à 6 ou 7% dans les années '60 et, dans les études où on inclut la première moitié des années '70, entre 8 et 10%. Ces résultats ne nous paraissent pas différents de ceux que nous avons obtenus: ils correspondent assez bien aux deux premiers paliers du graphique 1¹⁴. Quant au troisième palier commençant en 1975, il accentue de façon marquée la hausse amorcée à la fin des années '60.

La seconde moitié des années '70 et le début des années '80 ont été marqués par des changements conjoncturels importants, mais ces changements se sont traduits en fin de compte en des modifications structurelles. L'indice Lillien de transformation de l'emploi a doublé en 1980 et 1982 (Tremblay, 1984).

Quoique surprenant, le haut niveau du troisième palier demeure vraisemblable. En fait, la relation positive entre les disparités salariales et les taux de variation de salaire conduit à son tour à une influence positive des disparités sur le taux de chômage lui-même. Puisque la conjoncture de la fin des années '80 est fortement à la baisse et les disparités de salaire à la hausse, son effet, en autant que cette basse conjoncture s'accompagne de changements structurels, influence à la hausse le taux de chômage naturel. Il s'agit d'un taux de chômage naturel qui tient compte de la situation économique qui s'est développée à la charnière des années '70 et '80.

Comparaison entre fonction de prospection et fonction d'anticipation

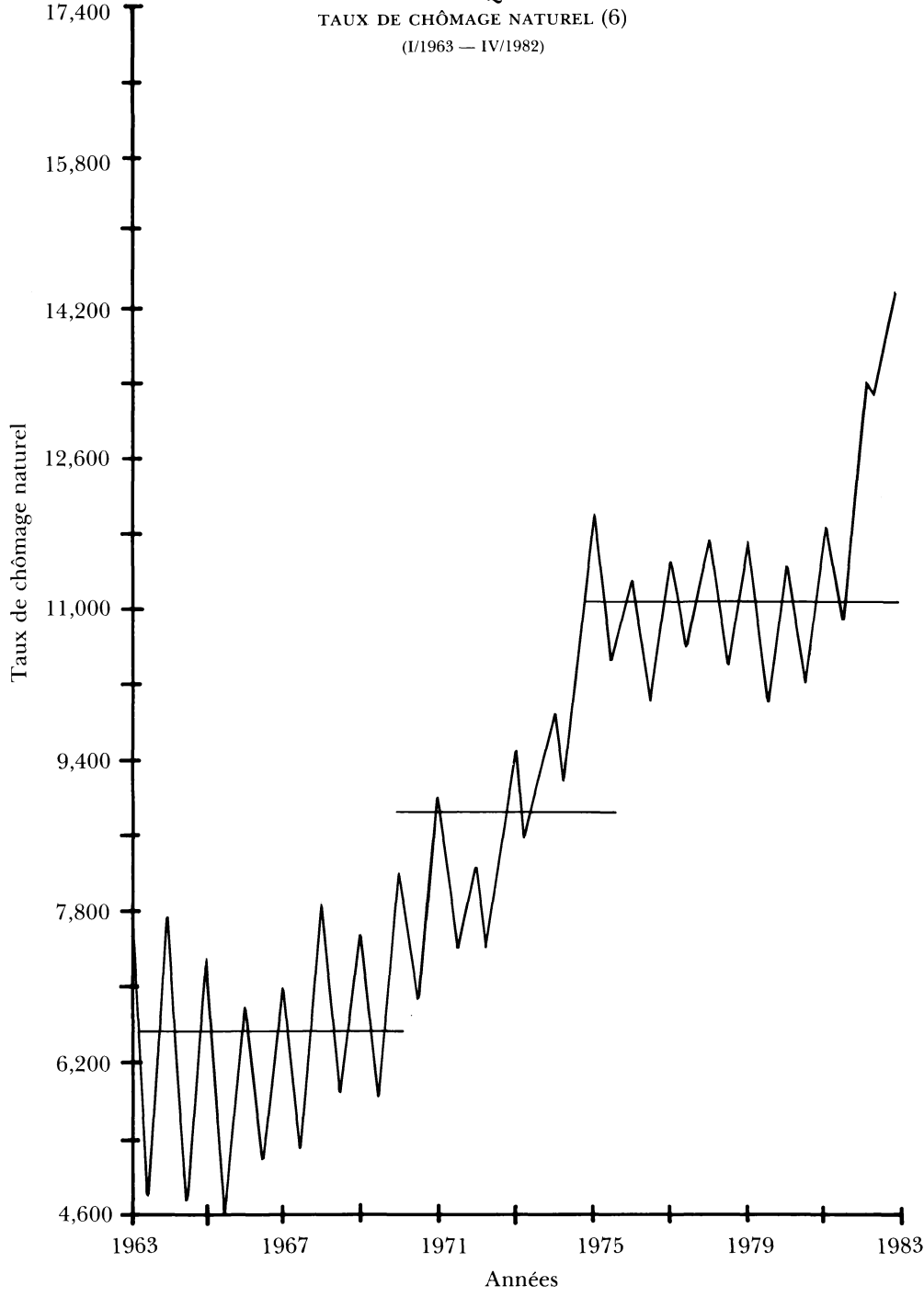
Il n'est pas inutile ici de faire une comparaison entre la forme de l'équation des salaires que nous avons estimée et celle des équations fondées sur les variables d'anticipation statique utilisées dans les périodes récentes. Une telle fonction peut s'écrire:

$$\Delta W_t = f(c, \Delta W_{t-1}, \Delta p_t, U_t) + \epsilon$$

où c est un constant.

14. Cf. Aubry, Cloutier, DiMillo, (1979); Freedman (1976).

GRAPHIQUE 1
TAUX DE CHÔMAGE NATUREL (6)
(I/1963 — IV/1982)



Si on compare cette dernière fonction avec la fonction de prospection que nous avons retenue dans la présente étude, on y remarque que ΔW_{t-1} , qui représente les anticipations *ex post*, apparaît dans les deux équations.

Quant à la variable assurance-chômage, elle apparaît dans la fonction des salaires dans l'optique de la prospection du marché, mais non dans la fonction d'anticipation. En réalité, si on ne capture pas l'effet propre de cette variable, elle influencera soit le constant, soit le coefficient de ΔW_{t-1} . Par exemple le chômeur avec prestations d'assurance-chômage exagérera ses prétentions au début de la prospection du marché et par la suite les déduira graduellement. La première attitude influencera c ou le coefficient de ΔW_{t-1} , alors que la deuxième, réduction des prétentions, se reflète sur le coefficient du chômage. De fait, nous avons déjà signalé que le coefficient de chômage est moins élevé dans les fonctions d'anticipation que celles de prospection.

On n'inclut pas de variable « prix » dans la fonction de prospection. Nous retenons plutôt une variable « disparité ». Dans l'équation auxiliaire, nous avons vu que les disparités sont déterminées par les prix et le taux de chômage.

En incluant les disparités dans la fonction de prospection, nous avons traduit, certains aspects des prix et du chômage aussi, en signaux qui, pour le chômeur à la recherche d'un emploi, sont plus près de sa perception du marché.

Enfin, le taux d'activité nous apparaît dans cette optique de comparaison entre les deux formes d'équation, comme un complément au taux de chômage.

Conclusion

En centrant l'analyse sur des variables orientées vers la prospection du marché, nous avons mis en évidence certains mécanismes de fonctionnement du marché du travail. Il ressort que le recours à un modèle permettant une certaine circularité dans les relations permet d'améliorer les résultats de façon notable. Nous avons observé que les effets des modifications au régime d'assurance-chômage sont complexes. Il n'y a pas de comportement monolithiques des agents économiques vis-à-vis l'assurance-chômage. L'attitude des prestataires s'oppose à celle de

ceux qui veulent acquérir des droits aux prestations de même qu'à celle des entreprises qui peuvent y voir un relai aux revenus de salaire. Les disparités de salaire ont de leur côté un effet positif sur le taux de chômage, ce qui va dans le sens des théories de la prospection du marché.

SOURCES STATISTIQUES

| | |
|--------------------------------------|------------------------------|
| Salaires manufacturiers: | 72-002, Statistique Canada |
| Assurances-chômagés | : 72-001, Statistique Canada |
| Disparité de salaires | : 72-002, Statistique Canada |
| Forestage | |
| Mines | |
| Manufactures | |
| Construction | |
| Transports-communication, etc. | |
| Commerce | |
| Finance-assurance-immeuble | |
| Services | |
| Taux de chômage | : 71-201, Statistique Canada |
| Taux d'activité | : 71-201, Statistique Canada |
| Indice des prix à la consommation | : 62-001, Statistique Canada |
| Demande initiale d'assurance-chômage | : 73-001, Statistique Canada |
| Emploi total | : 71-001, Statistique Canada |
| Q: Indice du P.I.B. | : 61-213, Statistique Canada |

ANNEXE

Utilisation d'une variable de demande dans la détermination du taux d'activité

Dans l'évaluation du taux d'activité de la main-d'œuvre on a généralement inclus l'emploi dans les variables explicatives. [Bowen et Finegan,

1969]. Pourtant une variable de demande de travail qui exprime les besoins de main-d'œuvre *ex ante* est plus susceptible de révéler les opportunités d'emploi et donc d'agir sur le taux de participation de la main-d'œuvre observé.

Fonction d'emploi

Soit une fonction de production de court terme CES¹,

$$Q_t = A e^{\rho t} [a E_t^{-w}]^{-v/w}, \quad (A1)$$

$Q \equiv$ production; $E \equiv$ emploi

et une fonction d'ajustement de l'emploi,

$$E_t/E_{t-1} = (E_t^*/E_{t-1})^\lambda, \quad (A2)$$

D'après (A1), l'emploi désiré ou nécessaire pour satisfaire les besoins de production courant s'écrit

$$E_t^* = A e^{-\frac{\rho t}{v}} Q_t^{1/v} \quad (A3)$$

ou

$$\ln E_t^* = \ln p + 1/v \ln Q_t - \frac{\rho}{v} T \quad (A4)$$

Substituant l'équation (A3) dans la fonction d'ajustement (A2), on tire,

$$\ln E_t = \lambda \ln A + \lambda/v Q_t + \frac{\lambda \rho}{v} T + (1 - \lambda) E_{t-1} \quad (A5)$$

Toutes les variables de l'équation (A5) sont observables, on peut alors en estimer les paramètres. De plus, comme les paramètres de l'équation (A5) ne diffèrent de ceux de l'équation (A4) que d'une valeur λ , on peut

TABLEAU A1
FONCTION D'EMPLOI

$$\ln E_t = 4,379 + 0,215 \ln Q_t - 0,009 \ln T_t + 0,666 \ln E_{t-1} \quad (A6)$$

(4,53) (4,21) (-1,37) (9,08)

$$\bar{R}^2 = 0,98 \quad \text{D.W.} = 1,82 \quad F = 211,1 \quad \text{D.h.} = 1,09$$

$$\lambda = 0,3344$$

$$\ell E^* = \frac{4,379}{0,3344} + \frac{0,215}{0,3344} \ln Q_t - \frac{0,009}{0,3344} \ln T_t \quad (A7)$$

$$\ell E^* = 13,094 + 0,644 \ln Q_t - 0,028 \ln T_t \quad (A8)$$

1. Voir Smith, D.J. et N.J. Ireland [1967].

en un second temps obtenir les valeurs de E^* qui sont les résultats recherchés. Ils apparaissent en bas du tableau A1.

Nouvelles équations du taux d'activité et de disparité

Nous avons calculé les équations des taux d'activité en incluant la variable de demande sous la forme $(E_t^* - E_t)/E_t$. Les autres variables sont les mêmes que dans le texte principal. Les résultats apparaissent au tableau A2.

La nouvelle variable appuie l'hypothèse du travailleur d'appoint: le coefficient ayant un signe négatif, quand la demande baisse, il y a une augmentation de l'offre de travailleurs secondaires.

Le tableau A2 inclut également une équation de disparité ou nous avons introduit en plus des variables déjà retenues, les changements dans les salaires comme facteur explicatif.

TABLEAU A2
ÉQUATIONS DE DÉTERMINATION DES DISPARITÉS (DiS_t) ET DES
TAUX D'ACTIVITÉ TOTAL (TA_t) ET FÉMININ (TAF_t), CALCULÉ

| | | | | | | | | |
|-------------|-----|------------|------------------------|-----------------------|---------------|--------------------|-------------|---------|
| TA | $=$ | $58,423$ | $-$ | $13,606 \Delta E^* -$ | $0,546 U_t -$ | $0,000006 EN_t +$ | $0,175 T_t$ | |
| | | $(95,173)$ | | $(-2,265)$ | $(-5,305)$ | $(-5,739)$ | | $(A9)$ |
| R^2 | $=$ | $0,79$ | | | | | | |
| D.W. | $=$ | $2,05$ | | | | | | |
| TAF_1 | $=$ | $32,311$ | $-$ | $6,835 \Delta E^* -$ | $0,542 U_t$ | $0,0000007 EN_t +$ | $0,303 T_t$ | $(A10)$ |
| | | $(69,197)$ | | $(-1,52)$ | $(-7,071)$ | $(0,939)$ | $(30,174)$ | |
| DiS | $=$ | $-0,119 +$ | $0,00691 \Delta W_t +$ | $0,0118 \Delta p_t +$ | $0,024 T_c +$ | $0,008 T_t$ | $(A11)$ | |
| | | $(-3,731)$ | $(1,763)$ | $(1,966)$ | $(4,658)$ | $(8,771)$ | | |
| \bar{R}^2 | $=$ | $0,92$ | | | | | | |
| D.W. | $=$ | $1,87$ | | | | | | |

Nouvelle équation de salaires

À partir des variables exogènes ainsi recalculées, nous avons estimé les équations de salaire selon deux modèles (tableau A3):

Quoique le modèle de cette annexe soit plus complet du point de vue théorique, les résultats en termes de signification statistique en sont parfois marginaux. Aussi, nous nous en tenons à ceux présentés dans le corps du texte.

- TABLEAU A3
NOUVELLES ÉQUATIONS DE SALAIRE

- FREEMAN, C. (1976), *The Phillips Curve in Canada*, RM-76-189 (Banque du Canada).
- FELSTEIN, M.S. (1978), «The Effects of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment», *American Economic Review*, 68, décembre.
- FISHE, R.P.H. (1982), «Unemployment Insurance and the Reservation Wage of the Unemployed», *Review of Economics and Statistics*, 64, 1 février 1982.
- GREEN, C. et COUSINEAU, J.M. (1976), «Unemployment in Canada: The Impact of Unemployment Insurance», Ottawa, Conseil économique du Canada.
- GRUBEL, H.G., MAKI, D., SAX, S. (1975), «Real and Insurance-induced Unemployment in Canada», *Revue Canadienne d'Économie*, VIII, 2, mai 1975.
- HALL, ROBERT E. (1980), «Employment Fluctuations and Wage Rigidity», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1980: 1, p. 91.
- HERBERT, G.G., MAKE, D., SHELLEY, S. (1975a), «Real and Insurance-induced Unemployment in Canada: A Reply», VIII, 4 novembre 1975.
- HOLTMAN, A., (1969) «Teacher Salaries and the Economic Benefit of Search», *Journal of Human Resources*, IV, 1, hiver.
- HOLEN, A. (1977), «Effects of Unemployment Insurance Entitlement of Duration of Job Search Outcome», *Industrial and Labor Relations Review*, 30, juillet.
- HOLT, C.C. (1969), «Improving the Labor Market Trade-Off between Inflation and Unemployment», *American Economic Review*, 59, mai.
- KAHN, GEORGE (1984), «International Differences in Wage Behavior: Real, Nominal or Exaggerated», *American Economic Review*, mai.
- KALISKI, S.F. (1975), «Real and Insurance-induced Unemployment in Canada», *Revue canadienne d'économie*, VII, 4 novembre 1975.
- KUCH, PETR J. et SHARIR, SHMUEL (1978), «Added — and Discouraged — worker effects in Canada, 1953-74», *Revue canadienne d'économie*, XI, février 1978.
- LIPPMAN, S.A. et MCCALL, J.J., «The Economics of Jobs Search: A survey», *Economic Inquiry*, 14, part I, juin 1976: part II, sept.
- LAZAR, FRED (1978), «The Impact of the 1971 Unemployment Insurance Revisions on Unemployment Rates; Another Look», *Revue canadienne d'économie*, 11.3, août.
- MARION, GÉRALD (1984), *Anticipations et taux de chômage non-inflationniste*, Département de sciences économiques (Montréal), 8421.
- MARSTON, S.T. (1975), «The Impact of Unemployment Insurance on Job Search», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1975.

- METCALF, D. (1973), « Pay Dispersion, Information, and Returns to Search in a Professional Labour Market », *Review of Economic Studies*, 40, octobre.
- MORTENSEN, DALE T. (1977), « Unemployment Insurance and Job Search Decisions », *Industrial and Labor Relations Review*, XXX, 4, juillet.
- MORTENSEN, DALE T. (1970), « A Theory of Wage and Employment Dynamics » in Phelps, E.S. *et al.*, *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, W.W. Norton & Co., New York, 1970.
- PARKER, A.H. et PACK, S.H. (1973), « Distortions in Relative Wages and Shifts in the Phillips Curve », *Review of Economics*, 55, 1, 1973.
- SACHS, JEFFREY (1979), « Wages, Profits and Macroeconomic adjustment : A Comparative Study », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- Smyth, D.J. et IRELAND, N.J. (1967), « Short-Term Employment Functions in Australian Manufacturing », *Review of Economics and Statistics*, 49, 1967.
- TEWNOURSKY, S.J. (1972), « The Expectations Hypothesis and the Aggregate Wage Function » : *Some Empirical Evidence for Canada*, février 1972.
- TOPEL, ROBERT H. (1984), « Equilibrium Earnings, Turnover, and Unemployment : New Evidence », *Journal of Labor Economics*, 2, 4, octobre.
- TREMBLAY, R. (1984), *Les causes structurelles du chômage actuel*, cahier 8416, Sc. Économiques, Université de Montréal.
- WACHTER, M.L. (1970), « Cyclical Variation in the Interindustry Wage Structure », *American Economic Review*, mars 1970.
- WELCH, FINIS (1977), « What Have we Learned from Empirical Studies of Unemployment Insurance », *Industrial and Labor Relations Review*, 30, juillet 1977.